

الجهورية الجزائرية الديمقراطية الشعبية
وزارة التعليم العالي والبحث العلمي
جامعة فرحات عباس- سطيف
كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير



بالتعاون مع:
مخبر الشراكة والاستثمار في المؤسسات الصغيرة والمتوسطة في الفضاء الأورومغاربي

25

الملتقى العلمي الدولي
حول



أيام 20-21 أكتوبر 2009

عنوان المداخلة

معدل الربح كبديل لمعدل الفائدة في علاج الأزمة المالية والاقتصادية

-دراسة نظرية وقياسية-

الاسم واللقب: البشير عبد الكريم
التخصص: اقتصاد كمي.
الرتبة: أستاذ محاضر (دكتوراه دولة)
الوظيفة: أستاذ محاضر
المؤسسة: جامعة حسيبة بن بوعلي بالشلف
العنوان: كلية العلوم الاقتصادية وعلوم التسيير ص ب 151، جامعة حسيبة بن بوعلي بالشلف
الهاتف: 0793128476 **الفاكس:** 027721977
البريد الإلكتروني: AK_elbachir@yahoo.fr

العناصر الأساسية للمداخلة:

إن الإشكالية المطروحة في هذه الورقة البحثية هي: هل يعتبر سعر الفائدة محفز أم مثبط للنمو الاقتصادي؟ وما هو البديل إذا تبين أنه يعمق الأزمة الاقتصادية؟

تعتبر هذه الدراسة كمحاولة لتوضيح التأثير السلبي لسعر الفائدة على النمو الاقتصادي وتسريع تحول الأزمة المالية إلى أزمة اقتصادية عن طريق ما يسمى بأثر الإزاحة. كما تطرح بديلا يربط بين السوق الحقيقي والسوق المالي والنقدي وهو معدل الربح أو ما يسمى بمعدل المشاركة في أدبيات الاقتصاد الإسلامي والذي يلعب دورا معاكسا بالنسبة لسعر الفائدة ويكون له أثرا مضادا للإزاحة وبالتالي يكون محفزا للنشاط الاقتصادي. لا أكتفي بالتفسير النظري الموضوعي، بل سأحاول استقراء البيانات الإحصائية باستخدام عدة تقنيات لاختبار الفرضيات السابقة، منها سببية كرنجر (Causalité de Granger) والنماذج الانحدارية الذاتية المتعددة (Modèles autorégressifs vectoriels).

مقدمة

إن الإشكالية المطروحة في هذه الورقة البحثية هي: هل يعتبر سعر الفائدة محفز أم مثبط للنمو الاقتصادي؟ وما هو البديل إذا تبين أنه يعمق الأزمة الاقتصادية؟ تعتبر هذه الدراسة كمحاولة لتوضيح تأثير سعر الفائدة على النمو الاقتصادي وما مدى تأثير تغير هذا السعر على تسريع تحويل الأزمة المالية إلى أزمة اقتصادية عن طريق ما يسمى بأثر الإزاحة وأثر المعجل.

إن سعر الفائدة يؤثر بشكل مباشر وفي الاتجاه المعاكس في حجم الاستثمار وبدرجة أقل في حجم الاستهلاك، وبما أن الاستثمار والاستهلاك هما من المكونات الأساسية للطلب الكلي فإن انتعاشهما هو انتعاش للطلب الكلي الذي له أثر توسعي على الدخل عن طريق المضاعف، ويعتبر الاستثمار كذلك عنصرا هاما من عناصر الإنتاج ومستواه قد يؤثر بشكل مباشر في زيادة أو انخفاض حجم الطاقة الإنتاجية للاقتصاد والتي تعتبر المحرك الأساسي للنمو بجانب الطلب وعليه فإن الاستثمار يؤثر في الطلب عن طريق المضاعف وفي العرض عن طريق المعجل، وبناء على ما سبق ندرك ما لسعر الفائدة من أثر على ذبذبات الناتج من جهة ودوره في الربط بين السوق المالي والسوق الحقيقي.

في حالة الانتعاش الاقتصادي يتزايد الطلب على السلع والخدمات الإنتاجية والاستهلاكية وبالتالي يرتفع الطلب على القروض بغرض الاستثمار أو الاستهلاك كما تتزايد النفقات العامة وهذا ما يدفع سعر الفائدة إلى الارتفاع وينتج عن ذلك زيادة تكلفة استخدام رأس المال وانخفاض ربحية الشركات وقيمة الأصول المالية (الأسهم والسندات)، وعليه فإن الطلب الكلي على السلع والخدمات يتقلص وينكمش الاقتصاد وتظهر الأزمة الاقتصادية ويرجع ذلك إلى التناقض الموجود بين سعر الفائدة والربحية، وبناء على التحليل السابق، فمن المتوقع جدا أن تظهر بوادر الأزمة في ظل الانتعاش الاقتصادي.

يبدو أن زيادة سعر الفائدة سبب من أسباب الأزمة الاقتصادية ولا يمكن بحال من الأحوال تخفيضه إذا كان الاقتصاد في قمته، ومن هذا المنطلق نطرح بديلا لسعر الفائدة وهو معدل الربح أو ما يسمى بمعدل المشاركة في أدبيات الاقتصاد الإسلامي والذي يلعب دورا معاكسا بالنسبة لسعر الفائدة ويكون له أثرا مضادا للإزاحة وبالتالي يكون محفزا للنشاط الاقتصادي.

لتوضيح المفاهيم السابقة، أعرض في البداية تفسيرا نظريا وموضوعيا حول علاقة النمو الاقتصادي بسعر الفائدة، ثم أتبعه ببعض الشواهد الميدانية التي تدعم التفسير النظري ولا أكتفي بهذا بل سأحاول استقراء البيانات الإحصائية باستخدام عدة تقنيات لاختبار الفرضيات السابقة، منها سببية كرنجر (Causalité de Granger) والنماذج الانحدارية الذاتية المتعددة (Modèles autorégressifs vectoriels).

أولا: علاقة النمو الاقتصادي بسعر الفائدة –تحليل نظري

1-1: علاقة سعر الفائدة بتكلفة استخدام راس المال وأثره على الاستثمار والاستهلاك

في اقتصاد ما، ترتبط الثروة مباشرة بحجم عناصر الإنتاج المستخدمة في العملية الإنتاجية. أما رصيد رأس المال الإنتاجي يرتبط بالربحية والتي ترتبط بدورها بالمردودية وسعر الفائدة الحقيقي. فإذا كان هناك فرق موجب بين مردودية رأس المال والمكافأة الحقيقية (سعر الفائدة الحقيقي) على توظيف رأس المال، فإن الطلب على الاستثمار الإنتاجي يكون مفضلا على الاستثمار المالي في هذه الحالة، لكن إذا كانت الربحية ضعيفة أي الفرق بين المردودية وسعر الفائدة ضعيف فإن الاستثمار الإنتاجي يتقلص ومنه فإن مستوى الاستثمار يتأثر بالمردودية.

إذا ارتفعت أسعار الفائدة معنى ذلك أن مكافأة الأموال الموظفة في البنوك وفي الأوراق المالية تتحسن وينتج عن ذلك إحلال التوظيف المالي محل الاستثمار الإنتاجي، وبالنسبة لأي مؤسسة يعتبر سعر الفائدة تكلفة وبالتالي يدخل في تحديد ربحها ومن هنا يعتبر سعر الفائدة من أهم محددات الاستثمار. إن المؤسسة تستثمر ما دامت مردودية وحدة إضافية من رأس المال مستخدمة في العملية الإنتاجية كافية لتغطية تكلفة استخدام هذه الوحدة في العملية الإنتاجية وتتوقف المؤسسة عن الاستثمار عندما تتساوى المردودية مع التكلفة.

تعطى الصيغة الرياضية للطلب على رأس المال الإنتاجي (الطلب على الاستثمار الإنتاجي) في النموذج النيوكلاسيكي كالآتي[1]:

$$P_t \times F_k(K, L) = z_t$$

حيث P_t هي سعر المنتج، z_t تكلفة استخدام رأس المال و $F_k(K,L)$ هي الإنتاجية الحدية لرأس المال وهي مشتقة دالة الإنتاج بالنسبة لراس المال، أما t يدل على الفترة الزمنية.

أما تكلفة استخدام راس المال فنعبر عنها رياضيا بالصيغة التالية:

$$z_t = (r_{kt} + \delta) \times P_{kt}^a$$

حيث: r_{kt} هي سعر الفائدة الحقيقي، δ معدل إهتلاك رأس المال و P_{kt}^a سعر رأس المال المتوقع من طرف المستثمرين.

إذا تغيرت تكلفة استخدام رأس المال فإن الطلب على رأس المال ينخفض ويمكن توضيح ذلك عن طريق إيجاد تفاضل المعادلة أعلاه بالنسبة للتكلفة z_t (نفرض أن حجم العمالة ثابت)، ومنه:

$$\frac{\partial K_t}{\partial z_t} = \frac{1}{P_t F_{kk}(K,L)} \leq 0$$

إن المشتقة أعلاه سالبة نتيجة تناقص الغلة $(F_{kk}(K,L) \leq 0)$ وينتج عن ذلك أن رصيد رأس المال يتناقص في حالة زيادة تكلفة استخدام راس المال وبما أن سعر الفائدة الحقيقي يتناسب طرديا مع تكلفة استخدام راس المال فإن الاستثمار الإنتاجي ينخفض في حالة زيادة هذا السعر.

أما فيما يخص علاقة الاستهلاك بسعر الفائدة، فإن هذا السعر يعكس الدخل الذي يحصل عليه الأفراد المالكين للسندات، أو على العكس هو الثمن الذي يدفعه الأفراد الذين يحصلون على القروض الاستهلاكية، فمن هذا الباب يعتبر سعر الفائدة الحقيقي محددا لمستوى الاستهلاك، فزيادة سعر الفائدة له تأثيرين، تأثير إيجابي عن طريق زيادة الثروة الصافية للأفراد المالكين للسندات وتأثير سلبي للأفراد المقترضين من أجل الاستهلاك وتتوقف المحصلة النهائية على حجم القوتين فإن ساد الجانب الإيجابي ارتفع الاستهلاك وإلا حدث العكس. وفي اعتقادنا أن سعر الفائدة ليس له تأثير على الاستهلاك في الجزائر نتيجة غياب الأسواق المالية (البورصة) وضعف القروض الاستهلاكية الممنوحة من طرف البنوك.

حسب العلاقة أعلاه فإن سعر الفائدة الحقيقي يتحدد في المدى الطويل بالإنتاجية الحدية لرأس المال وعند التوازن تتساوى قيمة الإنتاجية الحدية مع تكلفة استخدام رأس المال، إذن فأي تغيير لسعر الفائدة له أثره على الاستثمار ومن ثم على النمو الاقتصادي. إذن الزيادة في سعر الفائدة الحقيقي مع بقاء الأشياء الأخرى على حالها تؤدي إلى انخفاض الناتج، لكننا لا نعلم حجم هذا الانخفاض وديناميكية تسوية هذا الناتج، ومن أجل ذلك نلجأ إلى بعض التقنيات في الاقتصاد القياسي كتحليل السببية وتقدير نماذج الانحدار الذاتي المتعددة.

1-2:سعر الفائدة وأثر الإزاحة

نقصد **بأثر الإزاحة**(Effet d'éviction)، أثر تغيير الإنفاق العام G على الإنفاق الخاص الاستهلاك والاستثمار (C و I)، فإذا زاد الإنفاق العام فإن الإنفاق الخاص يتقلص نتيجة ارتفاع سعر الفائدة. إن النتيجة النهائية لهذا الأثر هو إزاحة جزء من النفقات الخاصة (الاستهلاك والاستثمار) نتيجة زيادة الإنفاق العام ومن ثم تغيير هيكل الطلب الكلي لصالح النفقات العامة على حساب النفقات الخاصة. ولا يمكن التأثير على سعر الفائدة إلا بتطبيق السياسة المالية أو النقدية وتخص السياسة الأولى كل القرارات الخاصة بتغيير الإنفاق العام أو الضرائب، أما السياسة الثانية فتعني تغيير الكمية المعروضة من النقود. ولا يمكن فهم أثر الإزاحة إلا بالتطرق لنموذج IS-LM

أ: الاستنتاج الجبري لمعادلة IS

لتبسيط التحليل نفترض أن المجتمع مغلق وبه قطاعين، يتحقق توازن الدخل والناتج عندما يتساوى الطلب الكلي مع العرض الكلي أو الادخار مع الاستثمار، وبافتراض أن دالة الاستهلاك هي دالة خطية في الدخل المتاح وأنها لا تتأثر بسعر الفائدة، فإن هذه الدالة تعطى بالصيغة التالية:

$$C = C_a + cY_d \; / \; Y = Y_d$$

أما دالة الاستثمار:

$$I = I_a - gi \; / \; g \succ 0$$

إن معادلة IS هي علاقة بين سعر الفائدة والدخل يكون عندهما سوق السلع والخدمات في وضع توازني وعليه سوف ننطلق من توازن السوق الحقيقي لإيجاد هذه العلاقة، فإما نستخدم متطابقة الدخل–الإنفاق أو متطابقة التسرب–الحقن، فلو استخدمنا المتطابقة الأولى نحصل على ما يلي:

$$Y = C + I$$
$$\Rightarrow Y = C_a + cY + I_a - gi$$
$$\Rightarrow Y = \frac{C_a + I_a}{1-c} - \frac{g}{1-c} i \; .....(IS)$$

ب– الاستنتاج الجبري لمعادلة LM

إن منحنى LM هو المنحنى الذي يحوي الأزواج من الدخل Y وسعر الفائدة i التي يتساى عندها عرض النقود مع الطلب على النقود :

$$\frac{M^o}{P} = \frac{M^d}{P}$$

إن الدالة الكلية للطلب على النقود (الدالة الكلية لتفضيل السيولة) هي عبارة عن مجموع الدالتين: دالة الطلب على النقود من أجل المعاملات ودالة الطلب على النقود من أجل المضاربة وعليه فإن دالة الطلب على النقود الكلية تتوقف على كل من الدخل وسعر الفائدة وتكون كالتالي:

$$\frac{M^d}{P} = f(Y,i) = \frac{M_T}{P} + \frac{M_{SP}}{P} = kY + L_0 - mi$$

إن انحدار دالة الطلب على النقود يتأثر بحساسية الطلب على النقود من أجل المضاربة لسعر الفائدة، فكلما كانت هذه الحساسية كبيرة كلما كان منحنى الطلب أقرب إلى الاستواء وفي حالة العكس يكون شبه عمودي، أما مقدار الدخل فيؤثر على وضعية هذا المنحنى، فكلما تغير هذا المقدار فإن المنحنى ينتقل يمينا في حالة الزيادة وشمالا في حالة النقصان. إن الطلب على النقود من أجل المعاملات والاحتياط يكون مستقرا في المدى القصير حسب كينز وبالتالي فإن دالة الطلب على النقود تتأثر بالدرجة الأولى بسعر الفائدة وتكون دالة متناقصة في هذا السعر.

إن التوازن في سوق النقود يتحقق عندما يتساوي مقدار الطلب على النقود مع العرض:

$$\frac{M^o}{P} = \frac{M^d}{P} \Rightarrow \frac{M^o}{P} = \frac{M_T}{P} + \frac{M_{SP}}{P} \Rightarrow \frac{M^o}{P} = kY + L_0 - mi$$

ج- التوازن الشامل

يمكن التوصل إلى الحل الآني لتحديد كل من مستوى الدخل ومعدل الفائدة اللذان يتوازن عندهما السوق الحقيقي والنقدي بواسطة ما يعرف بنموذج "هيكس-هانسن" أو ما يعرف كذلك بنموذج $(IS-LM)$، ويعتمد هذا النموذج على كل من النموذج الكلاسيكي-سوق السلع- والنموذج الكينزي – سوق النقود- للتوصل إلى التوازن العام[2].نكتفي هنا بإيجاد التوازن لاقتصاد يتكون من قطاعين فقط، ونفس الشيء ينطبق على اقتصاد يتكون من ثلاث قطاعات أو اقتصاد مفتوح ونحتاج لذلك كلا من معادلة IS و LM:

$$Y = \frac{C_a + I_a}{1-c} - \frac{g}{1-c} i .....(IS)$$

$$Y = \frac{\frac{M^s}{P} - L_0}{k} + \frac{m}{k} i.....(LM)$$

نستنتج أن شرط التوازن هو:

$$\frac{C_a + I_a}{1-c} - \frac{g}{1-c} i = \frac{M - L_0}{k} + \frac{m}{k} i$$

إن الحل الجبري للمعادلتين السابقتين يعطينا قيمة الدخل وسعر الفائدة اللذان يحققان التوازن الآني للسوقين: سوق السلع والخدمات وسوق النقود. نقوم بالتعبير عن i بدلالة Y في معادلة LM ثم نقوم بتعويضها في معادلة IS:

$$(LM)\Rightarrow i=\frac{k}{m}Y+\frac{L_0-M_0}{m}\Rightarrow Y=\frac{C_a+I_a}{1-c}-\frac{g}{1-c}\left(\frac{k}{m}Y+\frac{L_0-M_0}{m}\right)$$

بعد النشر والاختصار نحصل على ما يلي:

$$Y=\frac{m}{(1-c)m+gk}(C_a+I_a)+\frac{g}{(1-c)m+gk}(M_0-L_0)$$

إن العلاقة أعلاه تبين أن هناك عاملان يؤديان إلى توسع الدخل:

1. مضاعف الاستثمار (مضاعف الإنفاق المستقل) الذي يدفع الدخل للتوسع عند زيادة أحد مكونات الإنفاق المستقل كالاستثمار المستقل أو النفقات العامة، إن قيمة هذا المضاعف تساوي:

$$K_G=\frac{m}{(1-c)m+gk}=\frac{1}{(1-c)+g\,\frac{k}{m}}$$

لو قارنا هذا المضاعف مع المضاعف الكينزي البسيط $\left(\frac{1}{1-c}\right)$، نجد أن دمج النقود في النموذج الكينزي قلصت من قيمة المضاعف. إن تراجع المضاعف يتناسب طرديا مع g و k وعكسيا مع m. إن مفعول الكابح النقدي يكون معدوما في حالة ما تكون حساسية الاستثمار لسعر الفائدة g معدومة أو حساسية الطلب على النقود من أجل المضاربة m كبيرة جدا ويصل إلى نهايته العظمى إذا كان g كبير جدا أو m معدومة.

2. المضاعف النقدي أو القوة الدافعة النقدية تدعم مضاعف الإنفاق المستقل والذي يساوي:

$$K_M=\frac{g}{(1-c)m+gk}=\frac{1}{k+(1-c)\frac{m}{g}}$$

إن هذا المضاعف يتناسب طرديا مع g و c وعكسيا مع k و m.

<u>**نتيجة هامة:**</u> إن نموذج IS-LM يوضح من خلال المضاعفين السابقين أن السياسة النقدية يمكن أن تكون بديلة للسياسة المالية في دعم الإنعاش الاقتصادي، كما تكون مدعمة ومقوية لها. كما أن المضاعف الكلي أي مضاعف الإنفاق زائد مضاعف النقود يصل إلى أعلى قيمة له إذا كانت كل من حساسية الاستثمار لسعر الفائدة وحساسية النقود لسعر الفائدة معدومة وهذا يكافئ انعدام سعر الفائدة،

إذن يصل الدخل إلى أعلى مستوياته عندما تكون مكونات الطلب غير مرتبطة بسعر الفائدة، كما تطلب النقود للمعاملات فقط وليس للمضاربة ولا يمكن تحقيق ذلك إلا إذا كان سعر الفائدة يساوي الصفر.

1–3: أثر التضخم والانكماش المتوقع للأسعار على سعر الفائدة والدخل:

إن انخفاض الأسعار له عدة آثار إيجابية على الدخل، منها أثره على منحنى LM الذي ينتقل إلى اليمين ويؤدي ذلك إلى ارتفاع الدخل. كما أن انخفاض الأسعار ينتج عنها ما يسمى بأثر بيجو (Arthur Pigou) والذي فسره هذا الاقتصادي بقوله أن الأرصدة النقدية هي جزء من ثروة الأفراد وبالتالي فإن انخفاض السعر يؤدي إلى ارتفاع الأرصدة الحقيقية ويترتب على ذلك ارتفاع الاستهلاك لأن المستهلكين يشعرون أنهم أغنى من ذي قبل ولذلك فهم ينفقون أكثر. حسب هذا التحليل فإن دالة الاستهلاك تصبح كالتالي:

$$C = C_0 + c(Y-T) + b(M/P) \ / \ b>0$$

إن ارتفاع الاستهلاك يؤدي إلى انتقال منحنى IS إلى اليمين ويترتب على ذلك ارتفاع الدخل التوازني. فلو كان لانخفاض الأسعار هذه الآثار، فإن للاقتصاد قدرة على التسوية الذاتية (أي الوصول لدخل التشغيل الكامل أوتوماتيكيا)، لكن الاقتصاديين يرفضون هذا التحليل ويعللون ذلك ببروز آثار أخرى على الدخل لم نذكرها سابقا.

إذا فرقنا في نموذجنا السابق بين سعر الفائدة الحقيقي والاسمي مع الأخذ بعين الاعتبار أن الاستثمار كمركبة من مركبات الطلب الكلي يرتبط بسعر الفائدة الحقيقي وليس الاسمي وأن الطلب على النقود يرتبط بسعر الفائدة الاسمي. إن هذا الأخير يعطى بالعلاقة التالية:

$$i = r + \pi$$

إن المعادلة أعلاه تسمى معادلة فيشر نسبة إلى الاقتصادي (Irving Fisher 1867-1947) وتدل على أن هناك سببان لتغير سعر الفائدة الاسمي هما تغير سعر الفائدة الحقيقي وتغير التضخم. إن هذا الأخير يرتفع بـــزيادة المعروض النقدي حسب النظرية الكمية للنقود. إن أثر التضخم على سعر الفائدة الاسمي يسمى بأثر فيشر. وقد رأينا في الفصل الثالث محددات سعر الفائدة الحقيقي، وحسب علاقة فيشر يصبح لدينا:

$$r = i - \pi$$

ونظرا لعدم معرفة معدل التضخم المستقبلي عند تحديد سعر الفائدة الاسمي فإنه يوجد مفهومين لسعر الفائدة الحقيقي، سعر الفائدة الحقيقي القبلي وسعر الفائدة البعدي. إن البنوك تحدد سعر الفائدة الاسمي حسب معدل التضخم المتوقع في المستقبل وبالتالي فإن سعر الفائدة الحقيقي القبلي هو عبارة

عن سعر الفائدة الاسمي ناقص معدل التضخم المتوقع، أما البعدي الحقيقي فهو عبارة عن الاسمي ناقصا معدل التضخم الفعلي:

$$r_{exante} = i - \pi_a$$

$$r_{expost} = i - \pi$$

وبطبيعة الحال فإن الاستثمار يتأثر بسعر الفائدة الحقيقي القبلي وليس البعدي لأن هذا الأخير غير معروف عند الشروع في عملية الاستثمار وبالتالي يصبح نموذج IS-LM على الشكل التالي:

$$\begin{cases} Y = C(Y-T) + I(i-\pi_a) + G_0 \\ \dfrac{M^o}{P} = L(i,Y) \end{cases}$$

π_a: هو التضخم المتوقع

إن منحنى IS يتوقف الآن على السياسة المالية كما يتوقف على التضخم المتوقع فأي تغير في هذا التضخم يؤدي حتما إلى انتقال المنحنى. فإذا كان التضخم المتوقع يساوي الصفر، فهذا يعني أن المستوى العام للأسعار ثابت وبالتالي فإن النموذج الموسع السابق يتحول إلى نموذج IS-LM العادي. لنفترض أن الأعوان الاقتصاديين يتوقعون انخفاض الأسعار فإن التضخم المتوقع يكون سالبا ويرتفع إثره سعر الفائدة الحقيقي البعدي عند كل مستوى من مستويات السعر الاسمي مما يؤثر سلبا على الاستثمار ويترتب على ذلك انتقال منحنى IS إلى اليسار مما يؤدي إلى انخفاض الدخل.

إن التفسير الاقتصادي للميكانيزمات السابقة هو كالتالي: إن توقع حدوث انكماش الأسعار في المستقبل من طرف المنتجين يثبط هؤلاء على الاقتراض من أجل الاستثمار لأنهم يتوقعون أن يسددوا المبالغ المقترضة بقيمة أكبر من قيمتها الأصلية وبالتالي فإن مستوى الاستثمار يتقلص ويؤثر سلبا على الطلب الكلي ومن ثم الدخل الكلي، وبعد ذلك يتقلص الطلب على النقود بدوره ويؤدي إلى انخفاض سعر الفائدة، حيث أن هذا الانخفاض يكون أقل من التضخم المتوقع وعليه يرتفع سعر الفائدة الحقيقي.

بالاعتماد على التفسير السابق نصل إلى نتيجة هامة وهي: لو كان سبب انكماش الأسعار هو انخفاض المعروض النقدي[3] فإن السلطات النقدية تكون مساهمة في تأزم الوضع الاقتصادي وانخفاض الدخل حتى ولو بقي المعروض النقدي الحقيقي بدون تغيير من جهة بالإضافة إلى ارتفاع سعر الفائدة الحقيقي.

وبما أن سعر الفائدة الاسمي يتحدد قبليا على أساس التضخم المتوقع فإن معادلة LM تصبح على الشكل:

$$\frac{M^o}{P} = L(i + \pi_a, Y)$$

إن توقع ارتفاع الأسعار يرفع سعر الفائدة الاسمي ويترتب على ذلك انخفاض الطلب على النقود، فلو بقي المعروض النقدي على ما هو عليه فإن الأسعار ترتفع ثم يرتفع سعر الفائدة مرة أخرى وهكذا دواليك، أما حجم الاستثمار فلا يتأثر لأن سعر الفائدة الحقيقي لا يتغير كثيرا نظرا لزيادة التضخم وسعر الفائدة الاسمي في آن واحد.

نتيجة هامة: في ظل وجود سعر الفائدة، فإن توقع انكماش الأسعار يؤدي إلى انخفاض الدخل، أما توقع ارتفاع الأسعار يؤدي إلى ارتفاع سعر الفائدة الاسمي وتضخم الأسعار فعلا والذي يكون له تأثير سلبي على الطلب الكلي ومن ثم على الدخل. في ظل نظام مبني على سعر الفائدة، تساهم السياسة النقدية سواء كانت توسعية أو انكماشية في تأزم الوضع الاقتصادي.

إن التحليل الذي ينطبق على الاقتصاد المفتوح هو نفس التحليل الذي ينطبق على الاقتصاد المغلق، ولا يمكن في هذه الورقة أن نتطرق لهذا على حساب الدراسة الميدانية.

ثانيا: علاقة سعر الفائدة بالنمو – تحليل ميداني:

2–1: نتائج بعض الدراسات السابقة:

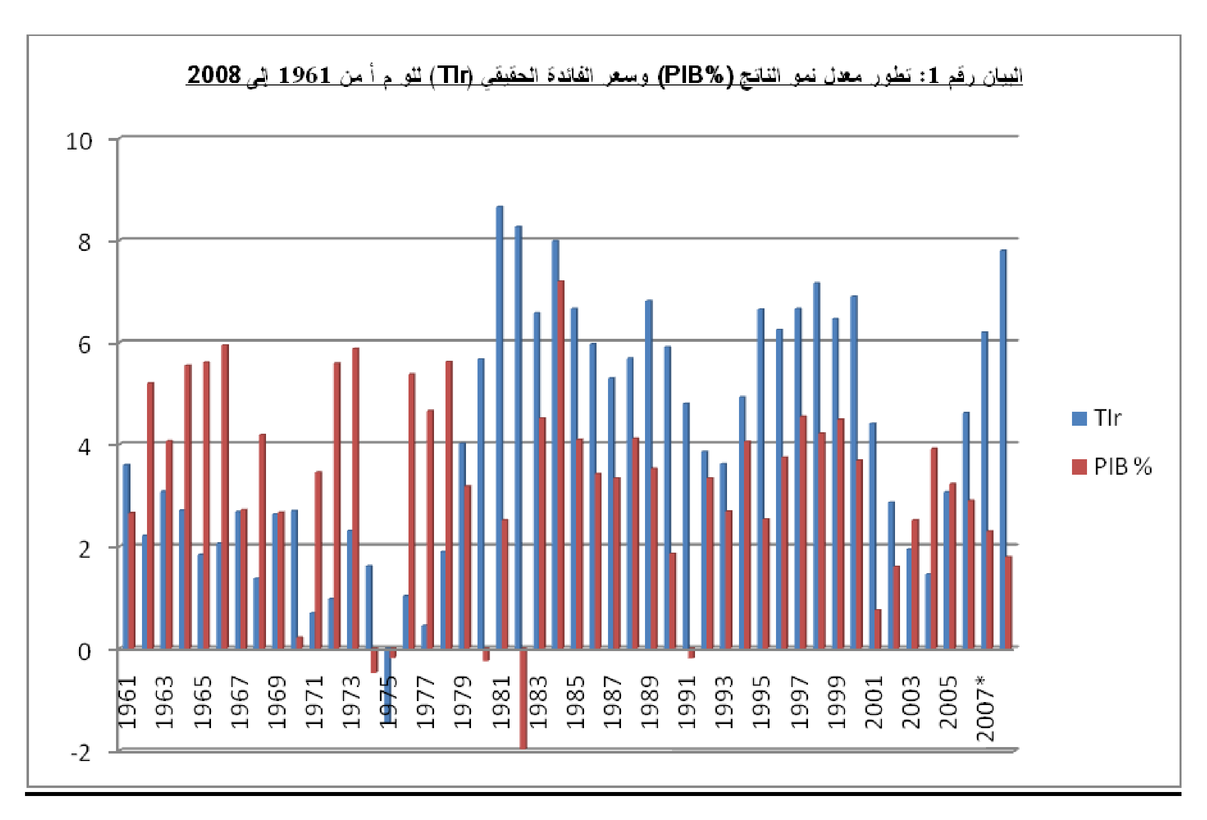
لقد حاول عدة اقتصاديين إظهار الأثر السلبي لسعر الفائدة على النشاط الاقتصادي واستمرار هذا التأثير السلبي مع الزمن (Fitoussi et Phelps 1988)، وقد بينا في تحليلهما لهذا الموضوع أن سعر الفائدة الحقيقي العالي هو السبب في انكماش النشاط الاقتصادي في الثمانينات في أوروبا. كما بينا ريشلن و قيومينو في 1989، أنه توجد علاقة موجبة بين سعر الفائدة الحقيقي ومعدل البطالة في المدى البعيد.

كما قدما الإقتصاديان (Alexandre Mathis;Lucrezia Reichlin) نتائجهما الخاصة بدراسة ميدانية على فرنسا وما مدى آثار الصدمات الخارجية لسعر الفائدة على النشاط الاقتصادي وقد توصلا إلى أن سعر الفائدة الحقيقي له أثر تضخمي على الأسعار والتضخم بدوره له أثر سلبي على النشاط الاقتصادي.

2–2: تحليل وصفي للبيانات الإحصائية لبعض الدول

في هذا المطلب أحاول أن أفسر العلاقة الموجودة بين سعر الفائدة والنمو الاقتصادي بالاستعانة بالرسومات البيانية وذلك بأخذ عينة من بلدان العالم، أمريكا وبولونيا. لقد تحصلت على البيانات الإحصائية من بعض المواقع الإحصائية والأكاديمية على الانترنت، من بين هذه المواقع المعهد الوطني للإحصاء والدراسات الاقتصادية لفرنسا (INSEE France) والموقع الأكاديمي (Perspective- Université de Sherbrooke)، وحاولت أن أعرض بيانات زمنية بالإضافة إلى بيانات مقطعية، لكنني اقتصرت على السلاسل الزمنية فقط لضيق الوقت أولا وعدم تمكني من الحصول على البيانات المقطعية الكافية ثانيا.

إن البيان التالي يوضح عن طريق الأعمدة العلاقة بين سعر الفائدة الحقيقي والنمو الاقتصادي في الولايات المتحدة الأمريكية:

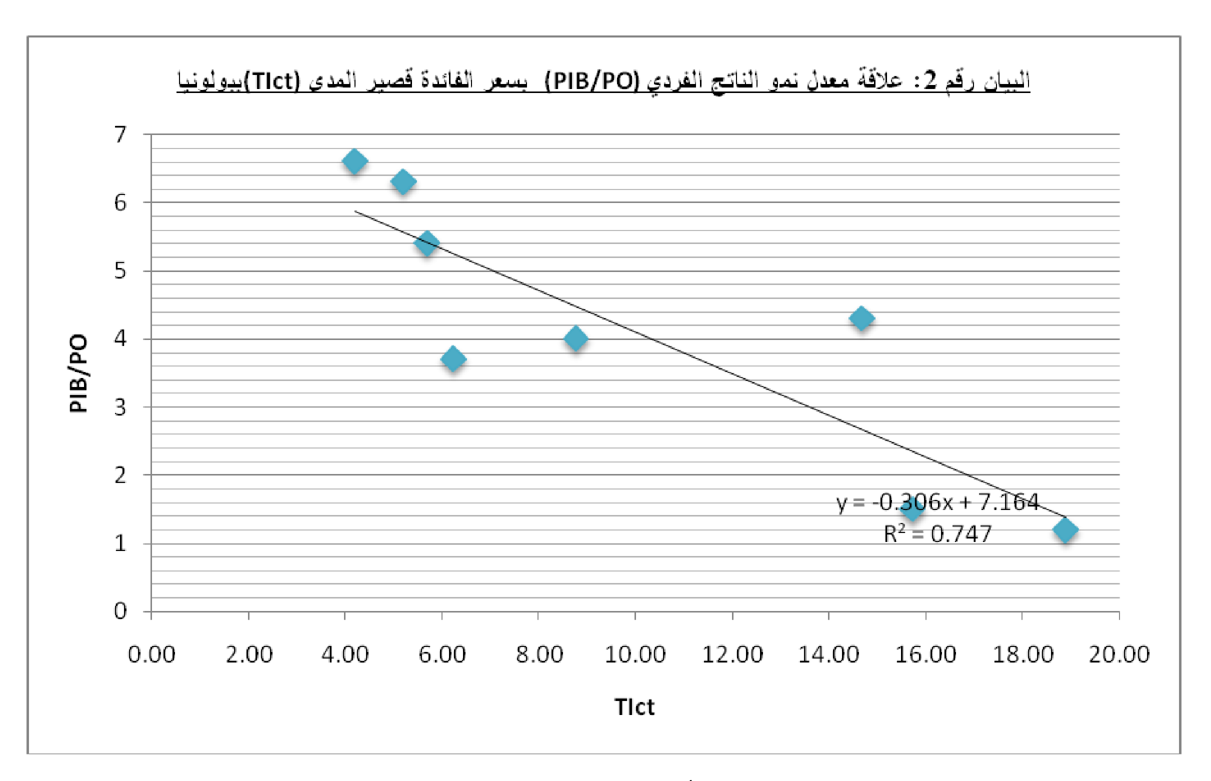


المصدر: من إعداد الباحث، أما الإحصائيات فمن الموقع (Perspective- Université de Sherbrooke)

- إن القيم الواردة في سنتي 2007 و 2008 هي قيم مقدرة

إن قراءة متأنية لهذا البيان توضح أن العلاقة بين سعر الفائدة الحقيقي والنمو الاقتصادي علاقة عكسية ففي فترة الستينات والسبعينات لما كان سعر الفائدة في أدنى مستوياته كان معدل النمو كبيرا إلى حد ما ولما أصبحت أسعار الفائدة مرتفعة جدا في الثمانينات والتسعينات انخفض معدل النمو بشكل ملحوظ، والاستنتاج الثاني والأهم هو أن فترات الانكماش (معدل النمو سالب) يسبقها تغيرات إيجابية معتبرة في سعر الفائدة. هذه الملاحظات تبين أن سعر الفائدة الحقيقي يؤثر على النمو الاقتصادي والعلاقة بينهما عكسية.

أما البيانات الخاصة ببلونيا والتي تربط سعر الفائدة المتأخر بفترة واحدة بمعدل نمو الناتج الحقيقي الفردي فهي أوضح من البيانات الخاصة بالولايات المتحدة الأمريكية حيث تظهر العلاقة العكسية بشكل واضح:



المصدر: من إعداد الباحث، أما الإحصائيات فمن الموقع INSEE France

إن الشكل يوضح العلاقة القوية الموجودة بين سعر الفائدة والنمو الاقتصادي ولكن هذه العلاقة ليست فورية إنما متأخرة حيث أن سعر الفائدة السابق يؤثر في معدل النمو الحالي، كما أن الشكل أعلاه يظهر معامل التحديد حيث يفوق 70% والعلاقة عكسية حيث أن زيادة سعر الفائدة بنقطة واحدة هذا العام يؤدي إلى نقص معدل النمو 0.3%.

ثالثا: إيجاد اتجاه السببية:

أحاول من خلال هذا المبحث معرفة ما إذا كانت هناك علاقة بين نمو سعر الفائدة ونمو الناتج، وهذا باستخدام طرق وأساليب القياس الاقتصادي. لقد اخترت البيانات الخاصة بالولايات المتحدة الأمريكية لأنها أكبر قوة اقتصادية في العالم بالإضافة إلى أنها مصدرة للأزمات الاقتصادية. أقوم بمرحلة أولى بتحليل السببية بين المتغيرات (causalité de granger)، وهذا بغرض الوصول إلى معرفة طبيعة هذه العلاقة (أحادية الاتجاه، عكسية، تبادلية) بين سعر الفائدة الحقيقي ونمو الناتج الحقيقي، وبالتالي تحديد الإستراتيجية الإنمائية التي يجب إتباعها. لكن قبل تطبيق هذه التقنية نتأكد من استقرار السلاسل الزمنية عن طريق اختبار ديكي فولر الموسع ومخطط الارتباط الذاتي. وأقوم في مرحلة ثانية باستخدام نموذج الانحدار الذاتي المتعدد لقياس أثر الصدمة في إحدى المتغيرات على تطور كل منهما عن طريق ما يسمى بدالة الاستجابة للذبذبات (Fonction de réponse impulsionnelle) و تجزئة التباين (Décomposition de la variance)

3-1:: دراسة العلاقة السببية بين المتغيرات

يقصد بالعلاقة السببية، مدى تسبب نمو متغير معين في نمو متغير آخر أم لا، أو العكس، أو هناك تأثير متبادل، وتهدف الدراسة إلى معرفة اتجاه العلاقة السببية بين سعر الفائدة والناتج، وهل هي عكسية أو تبادلية أو ليس هناك علاقة على الإطلاق وهذا باستخدام طريقة Granger، والهدف من وراء ذلك هو تطبيق السياسة بشكل صحيح لأننا نعلم مسبقا أي المتغيرين يؤثر في الآخر.

السببية لدى Granger

نعتمد في بحثنا هذا، على طريقة Granger لدراسة العلاقة السببية بين المتغيرات، وطبقا لهذه الطريقة، يقال أن متغير ما وليكن X يسبب متغيرا آخر وليكن Y فيما يتعلق ببيانات خاصة لكل من (X,Y)، إذا كانت قيم Y الحالية يمكن التنبؤ بها بطريقة أفضل باستخدام القيم السابقة للمتغير X عما إذا لم يتم استخدام هذه القيم. (أي أن التنبؤ بـــ Y باستخدام بيانات X يكون أفضل من التنبؤ بـــ Y بدون استخدام بيانات X) وذلك بشرط استخدام كل البيانات السابقة. ويمكن التعبير عن ذلك من خلال المعادلات التالية[4]:

$$\begin{cases} Y_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i X_{t-1} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j Y_{t-j} \\ X_t = \sum_{i=1}^{n} \sigma_i X_{t-1} + \sum_{j=1}^{n} \delta_j Y_{t-j} \end{cases}$$

– نقول أن X يسبب Y، أي أن العلاقة في الاتجاه $(X \rightarrow Y)$ إذا كان:

$$\sum_{j=1}^{n} \delta_j = 0 \quad \text{و} \quad \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \neq 0$$

– ونقول أن Y يسببX، أي أن العلاقة في الاتجاه$(Y \rightarrow X)$ إذا كان:

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 0 \quad \text{و} \quad \sum_{j=1}^{n} \delta_j \neq 0$$

– وتكون العلاقة تبادلية، أي أن Y يسببX و X يسبب Y$(X \leftrightarrow Y)$، إذا كان:

$$\sum_{i=1}^{n} \alpha_i \neq 0 \quad \text{و} \quad \sum_{j=1}^{n} \delta_j \neq 0$$

إن الاختبار المناسب لدراسة السببية هو اختبار فيشر Fisher، ويكون ذلك حسب الفرضيات التالية:

H_0 : Y_{2t} لا يسبب Y_{1t}.

H_1 : Y_{2t} يسبب Y_{1t}.

لكن لا يمكن إجراء اختبار السببية إلا إذا كانت السلاسل الزمنية مستقرة ولذلك نستخدم طريقتين، اختبار ديكي فولر الموسع لجذر الوحدة ودوال الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية لاختبار الارتباط الذاتي أو ما يسمى بمخطط الارتباط الذاتي (Correlogramme)

3-2: اختبار ديكي فولر "Dickey – Fuller" الموسع لجذر الوحدة:

إذا كانت متغيرات النموذج عبارة عن سلاسل زمنية، وحيث أنه في الغالب إدخال السلاسل الزمنية في نموذج الانحدار يفضي إلى نتائج مضللة مثل ارتفاع قيمة معامل التحديد(R^2) حتى في ظل عدم وجود علاقة حقيقية بين المتغيرات، وهذا ما يوصف بالانحدار الزائف (spurious regression). لذلك لابد من التأكد من سكون هذه السلاسل الزمنية لكل متغير على حده. ولاختبار سكون (stationarity) السلاسل الزمنية لمتغيرات نموذج الدراسة فان ذلك يتطلب اختبار جذر الوحدة (unit root test). وبالرغم من تعدد اختبارات جذر الوحدة إلا أن أهمها وأكثرها شيوعا في الدراسات المعاصرة هو اختبار ديكي–فولر (Dickey and Fuller, 1979)، يمكن توضيح اختبار ديكي–فولر من خلال المعادلة التالية[5]:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + u_t \text{...}(1)$$

حيث تشير (Δ)إلى الفرق الأول للسلسلة الزمنية(y_t)، ويتم اختبار فرض العدم (hypothesis Null) بأن المعلمة $(\delta = 0)$، أي بوجود جذر وحدة في السلسلة بمعني أنها غير ساكنة، وإذا كانت(δ)معنوية وأقل من الصفر$(\delta \langle 0)$فإننا نقبل الفرض البديل بعدم وجود جذر وحدة (unit root)، وإذا كان حد الخطأ (u_t)، في النموذج أعلاه يعاني من الارتباط الذاتي (autocorrection)، فيمكن أن يصحح بإضافة عدد مناسب من حدود الفرق المبطئة، وتصبح معادلة اختبار جذر الوحدة كالآتي:[6]

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \alpha \sum_{i=1}^{n} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \text{...}(2)$$

وهذا النموذج يوصف باختبار ديكي–فولر الموسع (Augmented Dickey-Fuller test)، حيث تصبح (ε_t)غير مرتبطة ذاتياً وتتميز بالخواص المرغوبة. ويتم اختبار الفرض العدمي$(\delta = 0)$ أو بوجود جذر وحدة من خلال مقارنة إحصائية (τ)المقدرة للمعلمة (δ) مع القيم الجدولية لـــ(Dickey–Fuller) والمطورة أيضا بواسطة (Mackinnon1991)، فإذا كانت القيمة المطلقة لإحصائية (τ)المقدرة تتجاوز القيمة المطلقة لـــ(DF) فإنها تكون معنوية إحصائيا، وعليه نرفض الفرض العدمي بوجود جذر الوحدة، أي أن السلسلة الزمنية ساكنة، وإذا كانت أقل من القيمة الجدولية فانه لا يمكن رفض فرض جذر الوحدة، أي أن السلسلة

غير ساكنة، وبالتالي نقوم باختبار سكون الفرق الأول للسلسلة إذا كانت السلسلة لا تحوي إتجاها عاما وإلا طرحنا منها الإتجله العام لاختبارها، وإذا كان غير ساكن نكرر الاختبار للفرق من درجة أعلى، وهكذا.

3-3: اختبار سكون السلاسل الخاصة بمعدل النمو وسعر الفائدة

نقوم أولا باختبار سكون السلسلة الزمنية لمعدل نمو الناتج الحقيقي للولايات المتحدة الأمريكية وذلك بتقدير المعادلة أدناه باستعمال طريقة المربعات الصغرى واختبار جذر الوحدة:

$$\Delta PIB_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta PIB_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^{n} PIB_{t-i} + \varepsilon_t$$

وذلك بوجود ثابت β_1 واتجاه عام $\beta_2 t$، ولمعرفة عدد فترات التأخر نختار النموذج الذي يعطينا أقل قيمة لمعيار أكاييك ومعيار شوارز، وبالاعتماد على الملحق وبالاستعانة ببرنامج **Eviews**، أخترنا أحسن نموذج وتحصلنا على النتائج المبينة في الجدول التالي:

الجدول رقم 1: إختبار ديكي فولر الموسع لمعدل نمو الناتج

ADF Test Statistic	-5.542260	1% Critical Value*		-4.1630
		5% Critical Value		-3.5066
		10% Critical Value		-3.1828
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(PIB)				
Method: Least Squares				
Date: 09/01/09 Time: 11:13				
Sample(adjusted): 1962 2008				
Included observations: 47 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
PIB(-1)	-0.823396	0.148567	-5.542260	0.0000
C	2.985993	0.895089	3.335973	0.0017
@TREND(1961)	-0.012874	0.026518	-0.485487	0.6297
R-squared	0.411463	Mean dependent var		-0.018298
Adjusted R-squared	0.384712	S.D. dependent var		3.140024
S.E. of regression	2.463045	Akaike info criterion		4.702375
Sum squared resid	266.9299	Schwarz criterion		4.820470
Log likelihood	-107.5058	F-statistic		15.38085
Durbin-Watson stat	1.907414	Prob(F-statistic)		0.000009

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 3.1

من خلال نتائج الجدول أعلاه فإنه يتبين لنا ما يلي:

-بما أن معامل PIB_{t-1} المبطأ أي (δ) معنوي، أي أن اختبار جذر الوحدة τ المحسوبة (-5.54) أصغر من τ الجدولية، عند كل مستويات المعنوية:1، 5، 10 بالمائة ، وبالتالي ننفي الفرضية الصفرية، وعليه فإن PIB مستقرة، وعلى ذلك فإنه يمكن إجراء اختبار قرانجر.

أما السلسلة الخاصة بسعر الفائدة الحقيقي، فإن الاختبار ينص على تقدير النموذج التالي وذلك باستعمال طريقة المربعات الصغرى:

$$\Delta TIr = \beta_1 + \beta_2 t + \delta TIR + \alpha_i \sum_{i=1}^{n} TIr_{n-i} + \varepsilon_t$$

وبالاعتماد على الملحق وبالاستعانة ببرنامج **Eviews**، أخترنا أحسن نموذج وتحصلنا على النتائج المبينة في الجدول التالي

الجدول رقم 2: إختبار ديكي فولر الموسع لسعر الفائدة الحقيقي

ADF Test Statistic	-2.445914	1% Critical Value*		-4.1678
		5% Critical Value		-3.5088
		10% Critical Value		-3.1840
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(TIR)				
Method: Least Squares				
Date: 09/01/09 Time: 11:39				
Sample(adjusted): 1963 2008				
Included observations: 46 after adjusting endpoints				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TIR(-1)	-0.231793	0.094767	-2.445914	0.0187
D(TIR(-1))	0.214534	0.151002	1.420732	0.1628
C	0.491524	0.450083	1.092074	0.2810
@TREND(1961)	0.023114	0.016421	1.407622	0.1666
R-squared	0.135643	Mean dependent var		0.121304
Adjusted R-squared	0.073903	S.D. dependent var		1.357540
S.E. of regression	1.306413	Akaike info criterion		3.455389
Sum squared resid	71.68208	Schwarz criterion		3.614402
Log likelihood	-75.47396	F-statistic		2.197015
Durbin-Watson stat	1.991487	Prob(F-statistic)		0.102561

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 3.1

من خلال نتائج الجدول أعلاه فإنه يتبين لنا ما يلي: بما أن معامل TIr_{t-1} المبطأ أي (δ) غير معنوي، أي أن اختبار جذر الوحدة τ المحسوبة(-2.446) أكبر من τ الجدولية $(-4.17$، -3.51، $-3.18)$ وذلك عند مستوى معنوية α=1% و5% و 10% على التوالي، وبذلك فإننا لا نرفض فرضية العدم، وبالتالي فإن TIr غيرمستقرة، وبما أن معامل الاتجاه العام غير معنوي، فيمكن الحصول على سلسلة مستقرة عن طريق الفروقات.

$$D(TIr)=TIr_t-TIr_{t-1}$$

وبالاستعانة ببرنامج **Eviews**، أخترنا أحسن نموذج للسلسلة بعد إيجاد الفروقات الأولى، تحصلنا على النتائج المبينة في الجدول التالي:

الجدول رقم 3: اختبار ديكي فولر الموسع لفروقات سعر الفائدة الحقيقي

ADF Test Statistic	-4.191614	1% Critical Value*	-2.6143
		5% Critical Value	-1.9481
		10% Critical Value	-1.6196
*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.			
Augmented Dickey-Fuller Test Equation			
Dependent Variable: D(TIR,2)			
Method: Least Squares			
Date: 09/01/09 Time: 13:19			
Sample(adjusted): 1964 2008			
Included observations: 45 after adjusting endpoints			
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TIR(-1))	-0.875138	0.208783	-4.191614	0.0001
D(TIR(-1),2)	-0.000870	0.154074	-0.005646	0.9955
R-squared	0.432378	Mean dependent var	0.016444
Adjusted R-squared	0.419178	S.D. dependent var	1.807778
S.E. of regression	1.377738	Akaike info criterion	3.522189
Sum squared resid	81.62094	Schwarz criterion	3.602485
Log likelihood	-77.24926	F-statistic	32.75469
Durbin-Watson stat	1.961346	Prob(F-statistic)	0.000001

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 3.1

من خلال نتائج الجدول أعلاه فإنه يتبين لنا ما يلي: بما أن معامل $D(TIr)$ المبطأ أي (δ) غير معنوي، أي أن اختبار جذر الوحدة τ المحسوبة(4.19−) أصغر من τ الجدولية (2.61−،1.95−، 1.62−) وذلك عند مستوى معنوية α=1% و5% و 10%، على التوالي، وبذلك فإننا نرفض فرضية العدم وبالتالي فإن السلسلة مستقرة بالنسبة للفروقات الأولى وعليه يمكن إجراء اختبار السببية لجرنجر.

ملاحظة: إن مخططات الارتباط الذاتي البسيطة والجزئية أعطت نفس النتائج التي تحصلنا عليها من اختبار ديكي–فولر الموسع لجذر الوحدة.

3-4: إختبار السببية لجرنجر بين نمو الناتج والفروقات الأولى لسعر الفائدة

أقوم في هذا المطلب بدراسة العلاقة السببية بين نمو الناتج المحلي الإجمالي والفروقات الأولى لسعر الفائدة الحقيقي وسوف أختبر ثلاث نماذج، الأول على فترة تأخر واحدة والثاني على إثنين والثالث على ثلاثة، إن البرنامج أعطانا النتائج التالية للنماذج الثلاث.

الجدول رقم 4: نتائج اختبار السببية لقرانجر بين نمو الناتج وفروقات سعر الفائدة

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 09/01/09 Time: 13:45			
Sample: 1961 2008			
Lags: 1			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIB does not Granger Cause DTIR	46	0.30231	0.58528
DTIR does not Granger Cause PIB		5.81906	0.02019

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 09/01/09 Time: 13:46			
Sample: 1961 2008			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIB does not Granger Cause DTIR	45	1.84267	0.17159
DTIR does not Granger Cause PIB		3.41969	0.04256

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 09/01/09 Time: 13:47			
Sample: 1961 2008			
Lags: 3			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
PIB does not Granger Cause DTIR	44	1.12524	0.35137
DTIR does not Granger Cause PIB		3.27981	0.03151

المصدر: من إعداد الباحث بالاعتماد على برنامج Eviews 3.1

نتائج فحص السببية لقرانجر الموجودة في الجدول أعلاه تبين أن: بالنظر إلى حالة "**نمو الناتج المحلي الإجمالي يسبب التغير في سعر الفائدة**" فإننا نسجل أن الاحتمال المقابل لإحصائية فيشر F أكبر بكثير من مستويات المعنوية المتعارف عليها وهي 1، 5، 10%، وهذا ما يعني أن نمو الناتج المحلي لا يسبب التغير في سعر الفائدة. أما بالنسبة لحالة "**التغير في سعر الفائدة يسبب نمو الناتج المحلي الإجمالي**" فإننا نسجل أن الاحتمال المقابل لإحصائية فيشر F أصغر من 5% في النماذج الثلاث، وهذا يعني أن التغير في سعر الفائدة يسبب نمو الناتج المحلي. ونخلص في النهاية أن هناك علاقة ذات اتجاه واحد، أي أن التغير في سعر الفائدة الحقيقي هو الذي يسبب معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي.

وإذا كانت العلاقة بينهما سالبة فمعنى ذلك أن زيادة فروقات سعر الفائدة تؤدي إلى انخفاض النمو الاقتصادي أي أن سعر الفائدة العالي يعمق الأزمة الاقتصادية.

رابعا: تقدير نموذج الانحدار الذاتي المتعدد (VAR)

إن نماذج الانحدار الذاتي المتعدد تشبه إلى حد ما نماذج المعادلات الآنية، إلا أن العيب في هذه الأخيرة أنها تقسم المتغيرات إلى صنفين متغيرات خارجية ومتغيرات داخلية، لكن نموذج الانحدار الذاتي المتعدد يعطي للمتغيرات نفس الأهمية ويعتبرها كلها داخلية في بداية التحليل أي كلها تتحدد داخل النموذج وبمعنى آخر أن كل متغيرة تؤثر في الأخرى ويشترط لتقدير معلم النموذج استقرار السلاسل الزمنية، كما أن المعادلات الآنية لا تأخذ الزمن بعين الاعتبار ويكون التحليل ستاتيكيا بينما في نماذج الانحدار الذاتي يكون التحليل ديناميكيا. إن النموذج الذي أخترناه يحوي فترتين تأخر، وقد اخترناه على أساس معيار أكاييك وشوارز وهو كالآتي:

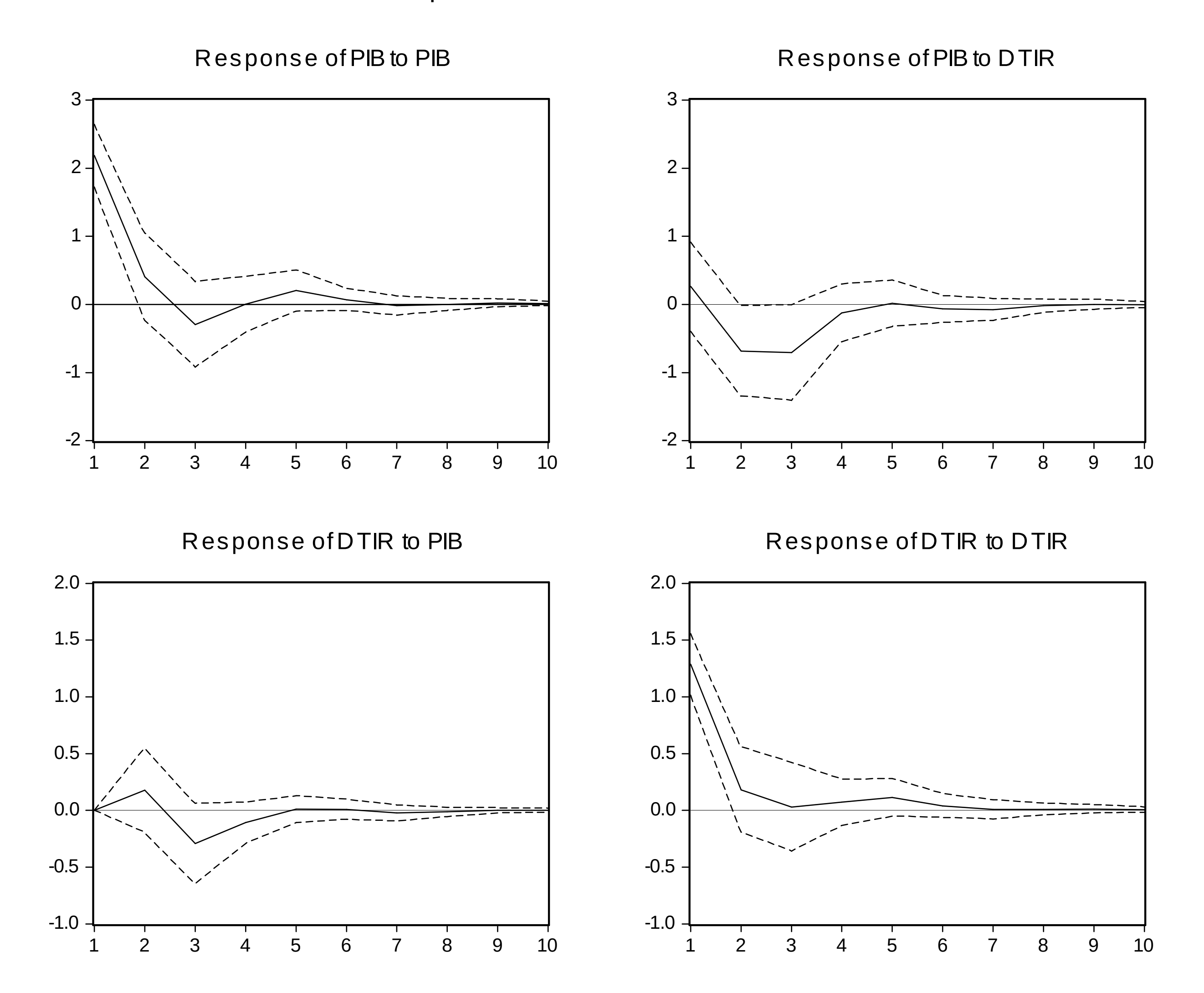
VAR Model:
===============================
PIB = C(1,1)*PIB(-1) + C(1,2)*PIB(-2) + C(1,3)*DTIR(-1) + C(1,4)*DTIR(-2) + C(1,5)
DTIR = C(2,1)*PIB(-1) + C(2,2)*PIB(-2) + C(2,3)*DTIR(-1) + C(2,4)*DTIR(-2) + C(2,5)

باستخدام برنامج EVIEWS حصلنا على النتائج التالية:

VAR Model - Substituted Coefficients:
===============================
PIB = 0.1849587564*PIB(-1) - 0.1234864221*PIB(-2) - 0.5691640259*DTIR(-1) - 0.3464742602*DTIR(-2) + 3.060498691

DTIR = 0.08032123856*PIB(-1) - 0.158389015*PIB(-2) + 0.1252000533*DTIR(-1) + 0.07967676834*DTIR(-2) + 0.3554861404

إن النموذج أعلاه يمكن استخدامه في التنبؤ لمعدلات النمو المستقبلية عند إحداث أي صدمة على معدل النمو أو التغير في سعر الفائدة. بعد دراسة السببية واستنتاج أن تغير سعر الفائدة الحقيقي هو الذي يسبب النمو، نلاحظ من خلال المعادلة الأولى أن تغير سعر الفائدة له تأثير سلبي على النمو وكل تغير بنقطة واحدة في سعر الفائدة هذا العام يؤدي إلى انخفاض النمو بـــ 0.57 نقطة في العام القادم و 0.35 نقطة في العام الموالي. لنرى هذا التأثير بشكل أوضح من خلال دوال الاستجابة للذبذبات (Fonctions de réponse impulsionnelles)



إن الذي يهم في هذه الرسومات هو دالة استجابة النمو للذبذبة الحاصلة في تغير سعر الفائدة في الوقت الحالي بمقدار انحراف معياري واحد، إنه يتناقص بشكل معتبر إلى غاية الفترة الخامسة، كما نلاحظ في هذه الأشكال تناقص الذبذبات مع الزمن وهذا يدل على أن السلاسل الزمنية سلاسل مستقرة.

إن آخر ما نتطرق إليه في النموذج هو تجزئة تباين خطأ التنبؤ لكل من معدل النمو والتغير في سعر الفائدة لمعرفة مساهمة

تجزئة تباين الخطأ

Variance Decomposition of PIB:			
Period	S.E.	PIB	DTIR
1	2.199181	98.61427	1.385726
2	2.338196	90.22122	9.778780
3	2.460559	82.90650	17.09350
4	2.463783	82.68966	17.31034
5	2.471948	82.80050	17.19950
6	2.473924	82.74739	17.25261
7	2.475207	82.66822	17.33178
8	2.475316	82.66093	17.33907
9	2.475391	82.66192	17.33808
10	2.475420	82.66142	17.33858
Variance Decomposition of DTIR:			
Period	S.E.	PIB	DTIR
1	1.285564	0.000000	100.0000
2	1.310143	1.792606	98.20739
3	1.342499	6.421839	93.57816
4	1.348811	7.029104	92.97090
5	1.353568	6.984958	93.01504
6	1.354209	6.982206	93.01779
7	1.354441	7.011999	92.98800
8	1.354554	7.023096	92.97690
9	1.354607	7.022578	92.97742
10	1.354619	7.022463	92.97754
Ordering: DTIR PIB			

إن تجزئة التباين تشير إلى أن تباين خطأ التنبؤ لمعدل النمو يرجع بـــ 82.66% إلى الذبذبات الخاصة به و 17.34% لذبذبات تغير سعر الفائدة، أما تباين خطأ التنبؤ للتغير في سعر الفائدة فيرجع بـــ 93% لذبذباته الخاصة بينما إلى 7% فقط لذبذبات معدل النمو، وهذا يدعم النتيجة التي توصلنا إليها في السابق الخاصة بسببية كرنجر حيث أن تجزئة التباين تظهر أن تغير سعر الفائدة لا يؤثر إلا بشكل ضئيل جدا في معدل النمو.

إن التحليل النظري والتحليل البياني أظهر أن معدل النمو يتأثر بشكل سلبي بتغيرات سعر الفائدة ولا يؤثر فيها، ومن هنا ندرك ما لسعر الفائدة من دور في تأزيم الوضع الاقتصادي. إن ذبذبة واحدة بالإيجاب في تغيرات سعر الفائدة لها أثر سلبي على النمو لعدة سنوات، فما بالك في استمرار هذه الذبذبات لفترات عديدة، ويحدث هذا خلال الاقتراب من القمة للدورة الاقتصادية حيث يكثر الطلب

على القروض من أجل الاستثمار ويرتفع سعر الفائدة إلى مستويات عالية مما ينبئ بانخفاض معدلات النمو مستقبلا وحدوث الأزمة الاقتصادية وهذا ما يفرض على الاقتصاديين إيجاد بديل لسعر الفائدة وخير بديل هو معدل الربح أو ما يسمى في أدبيات الاقتصاد بمعدل المشاركة لأنه يعمل على تحفيز الاستثمار.

الخاتمة:

إن التحليل النظري والتحليل البياني أظهر أن معدل النمو يتأثر بشكل سلبي بتغيرات سعر الفائدة ولا يؤثر فيها، ومن هنا ندرك ما لسعر الفائدة من دور في تأزم الوضع الاقتصادي. إن ذبذبة واحدة بالإيجاب في تغيرات سعر الفائدة لها أثر سلبي على النمو لعدة سنوات، فما بالك في استمرار هذه الذبذبات لفترات عديدة، ويحدث هذا خلال الاقتراب من القمة للدورة الاقتصادية حيث يكثر الطلب على القروض من أجل الاستثمار ويرتفع سعر الفائدة إلى مستويات عالية مما ينبئ بانخفاض معدلات النمو مستقبلا وحدوث الأزمة الاقتصادية وهذا ما يفرض على الاقتصاديين إيجاد بديل لسعر الفائدة وخير بديل هو معدل الربح أو ما يسمى في أدبيات الاقتصاد بمعدل المشاركة لأنه يعمل على تحفيز الاستثمار.

لقد توصلنا في هذه الورقة البحثية إلى عدة نتائج من بينها:

1. إن نموذج IS-LM يوضح أن السياسة النقدية يمكن أن تكون بديلة للسياسة المالية في دعم الإنعاش الاقتصادي، كما تكون مدعمة ومقوية لها. كما أن المضاعف الكلي أي مضاعف الإنفاق زائد مضاعف النقود يصل إلى أعلى قيمة له إذا كانت كل من حساسية الاستثمار لسعر الفائدة وحساسية النقود لسعر الفائدة معدومة وهذا يكافئ انعدام سعر الفائدة، وفي هذه الحالة يصل الدخل إلى أعلى مستوياته وتكون مكونات الطلب غير مرتبطة بسعر الفائدة، كما تطلب النقود للمعاملات فقط وليس للمضاربة ولا يمكن تحقيق ذلك إلا إذا كان سعر الفائدة يساوي الصفر.
2. في ظل وجود سعر الفائدة، فإن توقع انكماش الأسعار يؤدي إلى انخفاض الدخل، أما توقع ارتفاع الأسعار يؤدي إلى ارتفاع سعر الفائدة الاسمي وتضخم الأسعار بالفعل والذي يكون له تأثير سلبي على الطلب الكلي ومن ثم على الدخل. في ظل نظام مبني على سعر الفائدة، تساهم السياسة النقدية سواء كانت توسعية أو انكماشية في تأزم الوضع الاقتصادي.
3. هناك علاقة ذات اتجاه واحد، أي أن التغير في سعر الفائدة الحقيقي هو الذي يسبب معدل نمو الناتج المحلي الحقيقي، والعلاقة بينهما سالبة، وهذا يعني أن زيادة فروقات سعر الفائدة تؤدي إلى انخفاض النمو الاقتصادي وينتج عن ذلك أن سعر الفائدة العالي يعمق الأزمة الاقتصادية.

الملحق:

تطور معدل نمو الناتج وسعر الفائدة الحقيقي للولايات المتحدة الأمريكية من سنة 1961 إلى 2008

سعر الفائدة الحقيقي (TIr)				معدل نمو الناتج (PIB%)			
1961	3,6	1985	6,66	1961	2,66	1985	4,1
1962	2,22	1986	5,97	1962	5,2	1986	3,43
1963	3,08	1987	5,3	1963	4,07	1987	3,34
1964	2,71	1988	5,69	1964	5,55	1988	4,12
1965	1,84	1989	6,82	1965	5,61	1989	3,53
1966	2,06	1990	5,91	1966	5,95	1990	1,86
1967	2,68	1991	4,8	1967	2,72	1991	-0,19
1968	1,38	1992	3,86	1968	4,19	1992	3,34
1969	2,64	1993	3,62	1969	2,67	1993	2,69
1970	2,7	1994	4,93	1970	0,22	1994	4,06
1971	0,7	1995	6,65	1971	3,46	1995	2,54
1972	0,98	1996	6,25	1972	5,59	1996	3,75
1973	2,31	1997	6,66	1973	5,88	1997	4,55
1974	1,62	1998	7,16	1974	-0,47	1998	4,22
1975	-1,45	1999	6,46	1975	-0,18	1999	4,49
1976	1,03	2000	6,9	1976	5,38	2000	3,69
1977	0,45	2001	4,41	1977	4,66	2001	0,76
1978	1,9	2002	2,87	1978	5,62	2002	1,61
1979	4,02	2003	1,95	1979	3,18	2003	2,52
1980	5,67	2004	1,46	1980	-0,24	2004	3,92
1981	8,66	2005	3,07	1981	2,52	2005	3,23
1982	8,27	2006	4,62	1982	-1,97	2006	2,9
1983	6,58	2007*	6,2	1983	4,52	2007*	2,3
1984	7,99	2008*	7,8	1984	7,2	2008*	1,8

المصدر : الموقع (Perspective- Université de Sherbrooke)

الهوامش والمراجع

[1] Analyse macroéconomique, Fabrice Collard, La Découverte, p333-334, Paris; 2000.

[2]. د عبد الوهاب الأمين، مبادئ الاقتصاد الكلي، الطبعة الأولى دار الحامد للنشر و التوزيع، عمان الأردن 2002 ص 172.

[3]يكون هذا صحيحا في حالة بقاء الأشياء الأخرى على حالها.

[4] Damondar N, Gujarati, Econométrie, Traduction de la 4ème édition Américaine par Bernard Bernier, de-boek Université, Bruxelles Belgique, 2004, p : 691-692.

[5] د/عابد بن عابد العبدلي، تقدير أثر الصادرات على النمو الاقتصادي في الدول الإسلامية: دراسة تحليلية قياسية، مجلة مركز صالح عبد الله كامل للاقتصاد الإسلامي، جامعة الأزهر، السنة التاسعة، العدد27، 2005، ص18، منشورة على الموقع: www.drabid.net/paper2.pdf تاريخ الإطلاع: 25-05-2008

[6] Damondar N, Gujarati, op-cit, p: 807.

7- Régie Bourbonnais, Econométrie, DUNOD, Paris, 2004.

8-DAVID BEGG& STANLEY FISCHER& RUDIGER DORNBUSCH, Macroéconomie, Adaptation française, BERNARD BERNIER, HNRI-LOUIS VEDIE, 2ème édition DUNOD Paris France 2002.

10-Gregory N MANKIW, Macroéconomie, 3ème édition De- boeck, PARIS France 2003.

11-Alexandre Mathis& Lucrezia Reichlin, Revue de l'OFCE, Année 1992, Volume 41, Numéro 1 .

12-Eric Bosserelle, Croissance et Fluctuation, Paris, Edition Dalloz, 1994.

13-Jean Arrous, les théories de la Croissance, Editions du seuil, Paris, 1999.

14-Jean Luc Gaffard, Croissance et Fluctuation, E.J.A, paris, 1997.

15- تومي صالح، مبادئ الاقتصاد الكلي،دار أسامة للطباعة والنشر، الجزائر، 2003.

16-Perspective- Université de Sherbrooke,

Site : http://perspective.usherbrooke.ca/bilan/BMEncyclopedie/BMPresentation.jsp